

Efficiences informationnelles et anomalies de calendrier : Etude empirique du marché boursier marocain, OMERANI, D.¹, AIT OUMMOU, Y.², ATITAOU, A.³

1. Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales- Marrakech, Laboratoire INREDD, Université Cadi Ayyad, MAROC, d.omerani@uca.ma.

2. Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales- Marrakech, Laboratoire INREDD, Université Cadi Ayyad, MAROC, y.aitoummou@gmail.com.

3. Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales- Marrakech, Laboratoire LARESSGD, Université Cadi Ayyad, MAROC, asmae.aitaou@gmail.com.

Date de soumission : 25/08/2022

Date d'acceptation : 12/10/2022

Résumé :

La présente recherche a pour objectif central d'examiner, dans le contexte marocain, l'efficiences informationnelles ainsi que les anomalies de calendrier. L'étude concerne, plus particulièrement, l'effet janvier et l'effet weekend.

Pour cela nous mobilisons diverses techniques statistiques et économétriques. Afin de prendre en considération les principales propriétés des séries financières, nous allons utiliser des modèles estimés avec MCO et des extensions du modèle GARCH. Ces modèles sont estimés sur la base des rendements journaliers et mensuels de l'indice MASI, pour la période allant du 02/01/1992 au 31/12/2021.

Les résultats obtenus remettent en cause l'hypothèse de l'efficiences ; en ce sens qu'ils révèlent à la fois l'existence d'une mémoire longue, et la présence de l'effet janvier sur le marché boursier marocain.

Mots-clés : Efficiences informationnelles, Anomalies de calendrier, ARFIMA-CsGARCH, test ANOVA, test kruskal-Wallis.

Informational efficiency and calendar anomalies: an empirical study of the Moroccan stock market

Abstract:

The main objective of this research is to shed light, in the Moroccan context, on information efficiency as well as calendar anomalies. The study focuses on the January effect and the weekend effect.

For this reason, we use various statistical and econometric techniques. So as to take into consideration the main properties of the financial series, we will use models estimated with MCO and extensions of the GARCH model. These models are estimated on the basis of the daily and monthly returns of the MASI index, for the period from 02/01/1992 to 31/12/2021.

The results obtained call into question the hypothesis of efficiency; in that they reveal both the existence of a long memory, and the presence of the January effect on the Moroccan stock market.

Key words: Informational efficiency, calendar anomalies, ARFIMA-CsGARCH, ANOVA test, kruskal-Wallis test.

Introduction :

Depuis les années 1980, les marchés boursiers jouent un rôle primordial dans les économies développées, dans la mesure où ils permettent la mise en contact des différents agents économiques via le biais d'un échange des instruments financiers contre les liquidités nécessaires à la satisfaction des besoins financiers des entreprises cotées. Ce processus d'échange passe impérativement par un cours qui varie en fonction de l'offre et de la demande sur le titre concerné.

L'hypothèse avancée par FAMA (1965) de l'efficience des marchés, implique que les cours des instruments sur ces marchés reflètent instantanément la totalité des informations disponibles. Ainsi, aucun investisseur n'aura l'occasion de surperformer le marché, car les informations qu'il utilise sont déjà connues par les autres intervenants. On dira alors que les informations ont perdu leurs apports décisionnels et prévisionnels. Dans un tel cas, les mouvements des cours d'instruments financiers sont imprévisibles. Statistiquement parlant ; Lardic & Mignon (1996) suggèrent qu'un marché efficient est caractérisé par l'absence de mémoire. En effet, la mémoire longue signifie qu'un choc exogène de la série ne s'amortit pas immédiatement, et la tendance future des cours peut s'expliquer par son historique. Sur le plan économique, la présence de la mémoire longue pourrait être expliquée par la limite du concept de la rationalité des acteurs.

Depuis les années 1970, des vérifications empiriques se focalisent sur la question de l'efficience des marchés financiers. Cependant, dans les années 1990, de nombreuses études se sont concentrées sur l'examen de l'inefficience des marchés en détectant diverses anomalies dans les cours des actions (Rossi, 2015), Ces études ont coïncidé avec l'émergence d'un nouveau paradigme, communément connu sous le nom : « la finance comportementale ». Déjà sur le plan littéraire, l'anomalie est un événement inhabituel ou étrange, qui se réfère à des véritables questions scientifiques. Dans la mesure où, si l'approche normative de la finance considère que les anomalies sont des simples déviations à la norme, les partisans du nouveau paradigme de « la finance comportementale » les voient comme des pistes de recherche qui méritent d'être explorées. En fait, les anomalies sont des déviations très répandues pour qu'elles soient ignorées, et en même temps elles sont fondamentales pour qu'elles doivent être prises en considération pour remettre en cause le système normatif (Tversky & Kahneman, 1986).

Dès sa création en 1929, la bourse de Casablanca a connu des efforts continus de la part des autorités compétentes pour moderniser et promouvoir son rôle dans l'économie marocaine. Malgré cela, il y'a peu d'études s'intéressant au marché boursier marocain en général, et plus précisément aux questions relatives à l'efficience et aux anomalies boursières, dont l'intérêt de notre étude est crucial à plusieurs niveaux. Sur le plan théorique, l'exploration des phénomènes de la mémoire longue et des anomalies de calendrier dans les marchés émergents nous poussera

ultérieurement, à chercher des explications plus universelles, qui dépassent les contextes étudiés. Du même, sur le plan pratique, l'étude est utile en termes d'enseignements aux différents acteurs du marché boursier marocain. En conséquence, notre ambition est de contribuer à enrichir le débat autour de la thématique de l'efficience et des anomalies dans le cas des marchés financiers émergents. Plus précisément, d'enrichir la littérature existante sur l'efficience informationnelle et les anomalies de calendrier dans le contexte du marché boursier marocain. Tout en mobilisant deux grands cadres théoriques différents ; à la fois le cadre classique de l'efficience des marchés, et l'approche comportementale au niveau macro en s'intéressant aux anomalies de calendrier, via la mobilisation des modèles économétriques et des tests qui capteront les principales caractéristiques des séries financières.

Pour cela, notre recherche se fixe un double objectif : le premier est de réexaminer l'efficience informationnelle de la côte casablancaise, le second est de tester la présence des anomalies de calendrier sur le marché boursier marocain, notamment l'effet janvier et l'effet weekend. Pour atteindre nos objectifs, il nous faudra répondre à la question centrale suivante : **Dans quelle mesure le marché boursier marocain pourrait-il être qualifié d'efficient ?**

Pour répondre à notre question centrale, notre recherche est subdivisée selon le plan suivant : primo le cadre théorique, secundo le modèle d'analyse, et tertio la présentation et la discussion des résultats.

1. Cadre théorique

Vu l'importance des marchés boursiers pour le financement des économies développées, la question de l'efficience ou de l'inefficience des marchés financiers qui peut être démontrée à la lumière des anomalies de calendrier. Nous présenterons dans un premier temps, et brièvement les concepts de l'efficience informationnelle et des anomalies boursières, et dans un deuxième temps, nous ferons un survol de littérature empirique traitant à la fois l'efficience informationnelle et les anomalies de calendrier.

1.1. Concepts

1.1.1 L'efficience informationnelle

Un marché financier est efficient sur une approche informationnelle, lorsqu'il s'agit d'un marché où les cours des instruments financiers reflètent à tout moment ; toutes les informations disponibles (Fama, 1965).

Eugene Fama (1970) a distingué, sur la base du niveau d'information, trois formes d'efficience :

- Efficience au sens faible : la totalité de l'information concerne uniquement l'historique des cours des actifs financiers. Alors les acteurs sur ce marché ne peuvent en aucun cas battre le marché en réalisant des profits anormaux, sur la base de l'historique des cours des valeurs mobilières.
- Efficience au sens semi-fort : les cours des valeurs mobilières incorporent à la fois l'historique des cours et l'information publiquement annoncée (les fondamentaux) sur chaque société concernée. Ainsi, on ne peut pas réaliser des rendements supérieurs à la norme (c'est-à-dire battre le marché) en se basant sur l'approche fondamentale d'analyse et même l'analyse technique.
- Efficience au sens fort : stipule que les cours sur le marché reflètent la totalité de l'information pertinente, dont elle englobe à la fois l'information passée, publique même au moment de sa publication ainsi l'information privée.

1.1.2 Les anomalies boursières

La finance comportementale, qui peut être définie comme l'application des connaissances de la psychologie à la finance, est devenue un sujet de grande actualité qui a acquis de la crédibilité surtout durant l'effondrement des marchés financiers en 2008-2009.

À cet égard, l'objectif de la finance comportementale est de modéliser et de fournir des interprétations des phénomènes allant du comportement de l'investisseur individuel jusqu'aux résultats au niveau global du marché. Il s'agit donc d'une thématique proliférante, et pour bien l'appréhender, il nous faudra faire la distinction entre deux sous-thèmes à savoir ; la finance comportementale micro et la finance comportementale macro (POMPIAN, 2012, p.34).

La finance comportementale-micro « Behavioral Finance Micro » ; représente une vision micro de l'approche comportementale de la finance, qui s'implique à examiner les comportements des investisseurs et les divergences par rapport à l'hypothèse de la théorie économique classique de la rationalité.

Contrairement à la première vision, la finance comportementale-macro « Behavioral Finance Macro » tente d'absorber et de décrire les anomalies qui se présentent sur les marchés financiers dont la théorie classique de l'efficience des marchés a montré déjà ses limites.

À ce niveau, le terme anomalie peut être exprimé comme étant une irrégularité ou une déviation par rapport aux conditions normales ou naturelles. L'anomalie s'agit d'une notion générique qui s'applique à n'importe quelle nouveauté fondamentale par rapport à un modèle, une hypothèse, ou une théorie (Frankfurter, & McGoun, 2001).

1.2 Revue de littérature empirique

Les tests relatifs à l'efficience informationnelle des marchés financiers au sens faible, ont fait l'objet d'une vaste littérature, qui consistaient à réfuter l'idée de l'efficience afin de mieux comprendre la logique du processus de formation des cours des instruments financiers cotés. À cet égard, plusieurs techniques économétriques étaient mobilisées pour atteindre cet objectif. Dernièrement les tests de la présence de la mémoire dans les séries financières. RESENDE & TEIXEIRA (2002) ont évalué la tendance de la mémoire longue de l'indice boursier brésilien Ibovespa ; les résultats de l'étude ont soutenu l'absence de la mémoire longue pour les deux périodes d'étude relatives aux réformes de l'économie brésilienne dans les années 1990.

ESSARDI & EL BOUHADI (2007) ont examiné la forme faible de l'efficience de la place casablancaise, à partir la modélisation ARMA des huit valeurs les plus liquides du marché boursier marocain, et la mobilisation du test BDS, et ils sont parvenue à la conclusion qu'il existe des dépendances non linéaires dans les séries étudiées, ce qui remet en cause l'hypothèse de l'efficience du marché boursier marocain. RETIA & GAIDI (2018) ont appliqué des modèles ARFIMA avec erreurs GARCH sur la série des rendements de l'indice américain Dow Jones, les résultats de l'étude montrent que l'hypothèse de l'efficience est réfutée pour le contexte américain. ZIKY & OUALI (2021) s'intéressent à leur tour à la problématique de la mémoire longue dans le contexte marocain, en appliquant la modélisation ARFIMA ; le résultat de l'étude a abouti à rejeter l'hypothèse de l'efficience du marché boursier marocain.

Concernant le deuxième volet, les anomalies de calendrier présentent un intérêt majeur, non seulement sur le plan théorique, mais aussi pratique, dans la mesure où les investisseurs cherchent toujours des opportunités de déviations afin de surperformer le marché et de fructifier davantage leurs placements. Ces anomalies de calendrier ont fait l'objet de plusieurs travaux empiriques sur différents contextes ; principalement l'effet janvier et l'effet weekend. Concernant l'effet janvier, qui signifie que les rendements en janvier sont significativement plus élevés que ceux des autres mois de l'année, dont les raisons se trouvent dans les ventes à perte pour bénéficier des économies d'impôts « Tax-Loss Selling Hypothesis » (Gultekin & Gultekin, 1983) et l'hypothèse de l'effet de fenêtre pour décorer les états de synthèse « Window Effect Hypothesis » (Haugen & Lakonishok, 1988).

NORVAISIENEA *et al.* (2015) ont étudié la saisonnalité des rendements quotidiens, y compris l'effet janvier, dans trois contextes différents à savoir ; Estonie (NASDAQ OMX Tallinn), Lettonie (NASDAQ OMX Riga) et Lituanie (NASDAQ OMX Vilnius), pour la période 2003–2014. Cette recherche de l'effet du mois a montré que le rendement du marché boursier estonien est statistiquement significatif et plus élevé en janvier par rapport au rendement du mois précédent, ce qui implique la présence de l'effet janvier dans la série des rendements de l'indice NASDAQ

OMX Tallinn. SARPONG (2015) a examiné l'effet janvier dans le marché boursier Ghanéen, sur la base de l'indice S&P Ghana BMI pour une période de 1999–2014, dont le résultat a confirmé la présence de l'effet janvier dans ce marché. GHARAIBEH (2017) a examiné l'effet janvier dans quatre indices MSI de quatre marchés arabes ; Jordanie, Liban, Egypte et Maroc, pour la période de février 1988 à mai 2014. L'auteur a conclu par la présence de l'effet janvier dans tous les contextes étudiés, sauf le cas de l'Egypte. À propos de l'effet weekend, stipulant que les rendements sont plus élevés le vendredi par rapport au lundi.

FRENCH (1980) se focalisait sur le contexte américain. En se basant sur l'indice S&P 500 pour la période 1953 – 1977 ; la conclusion de son travail était que les rendements sont significativement négatifs pour le lundi. Ce qui implique la présence de l'effet weekend. Dans le même contexte, OLSON et al. (2015) ont étudié sept indices américains pour la période allant de 1973 jusqu'à 2013 ; leurs résultats ont montré la disparition de l'effet lundi. Finalement, FERROUHI et al. (2021) ont étudié l'effet weekend et l'effet janvier en se basant sur 14 indices africains, y compris le Maroc (MASI) de janvier 2009 à décembre 2019 ; les résultats sont différents par rapport aux contextes, mais la conclusion de l'étude soutient l'inexistence de l'effet weekend et même l'effet janvier dans le contexte marocain.

2. Modèle d'analyse

Étant donné que dans notre travail nous cherchons à la fois à tester l'efficience informationnelle et la présence des anomalies de calendrier dans le contexte boursier marocain. Et afin de prendre en considération les principales caractéristiques des séries financières (hétéroscédasticité, non normalité, etc.). Nous ferons appel à deux modèles d'analyses différents ; à savoir la modélisation de la mémoire longue et la modélisation avec recours aux variables muettes.

2.1. Modélisation de la mémoire longue

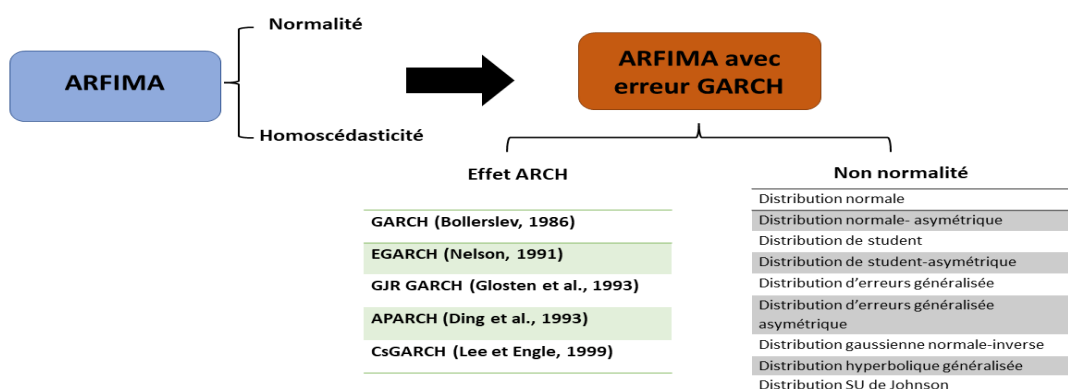
Dans l'intention de modéliser la mémoire longue, la modélisation ARFIMA demeure la plus couramment utilisée. Dans le cadre général, un processus **ARFIMA** (**p, d, q**) est défini par :

$$\varphi(L) (1 - L)^d Y_t = \theta(L) \mu_t$$

D'où ; Y_t désigne la série chronologique intégrée d'ordre **d**, qui représente l'ordre d'intégration, avec ; $d \in [-0,5 ; 0,5]$, **L** se réfère à l'opérateur de décalage, avec μ_t présente un processus ARMA (p, q) (MONGE & INFANTE, 2022).

Il faut noter à cet égard que la mobilisation de la modélisation ARFIMA suppose implicitement l'absence d'effet ARCH (c'est-à-dire le respect de la condition d'homoscédasticité des erreurs), qui est largement rejeté, avec la propriété de normalité des résidus, dans le cas des séries financières.

Figure 1 : Synthèse d'étapes de la modélisation ARFIMA avec erreur GARCH



Pour cela, il est judicieux de passer à une typologie de modélisation avancée appelée ARFIMA avec erreur GARCH, pour modéliser la volatilité (pour tenir compte l'effet ARCH) de la série sous différentes distributions de probabilités dans le cas de non-respect de la condition de normalité des résidus.

2.2. Modélisation avec des variables muettes

Pour renforcer les résultats de la modélisation de la mémoire longue afin de réfuter la question de l'efficacité de la place boursière marocain, nous optons pour la modélisation de la saisonnalité, pour s'assurer de la présence des anomalies de calendrier dans un tel contexte. La raison pour laquelle, nous ferons appel à des modélisations avec la mobilisation des variables muettes, dont la formule dans le cas général s'écrit comme suit :

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \sum_{i=1}^p \beta'_i D_i + \varepsilon_t$$

Avec ; Y_t est la variable endogène (à expliquer), α est la constante du modèle, X_t est la matrice des variables exogènes (explicatifs), D_i présente la variable muette associée à la catégorie i , avec ; $i \in \{1, 2, \dots, p\}$, et ε_t est le terme d'erreur.

2.3. Données et méthodologie

2.3.1. Données

Dans nos explorations empiriques nous utilisons le principal indice de la place casablancaise, à savoir l'indice MASI. La base de données est extraite du site officiel de la bourse de Casablanca, couvrant la période du 02 janvier 1992 au 31 décembre 2021. Cette base de données nous a permis de calculer les rendements journaliers logarithmiques de la manière suivante :

$$R_t = 100. \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

Dont ; R_t désigne le rendement de l'indice MASI à l'instant t , P_t s'agit du cours de clôture de l'indice MASI à l'instant t , et P_{t-1} le cours de clôture de l'indice MASI à l'instant $t-1$.

Quant aux rendements mensuels moyens, nous les calculons sur la base des rendements journaliers, en utilisant la formule de la moyenne arithmétique :

$$R_{it} = \sum_{j=1}^n \frac{R_{ji}}{n}$$

Avec ; R_{it} représente le rendement de l'indice MASI le mois i de l'année t , et R_{ji} le rendement de l'indice MASI le jour j du mois i .

2.3.2. Hypothèses de la recherche

Structurer cette section en sous- À travers cette étude, notre objectif est multiple ; dans un premier temps nous testons l'efficience informationnelle de la place casablancaise, à travers les tests de la mémoire longue, et dans un deuxième temps nous cherchons à tester les anomalies de calendrier, notamment l'effet janvier et l'effet weekend sur la place casablancaise. En partant de la posture épistémologique positiviste, la méthodologie adoptée se base sur la méthode hypothético-déductive, qui passe en principe par la formulation des hypothèses déduites de la littérature, qui seront testées par la suite à partir des modélisations économétriques appropriées aux données financières. Dans notre cas, nous essayons d'appliquer des modèles qui captent les principales caractéristiques des séries financières.

De cet objectif, découlent les trois hypothèses de notre travail empirique :

H_1 : les rendements sur marché boursier marocain, représentés par l'indice MASI, sont caractérisés par une mémoire longue ;

H_2 : les mois de l'année grégorienne n'exercent aucun effet sur les rendements mensuels de l'indice MASI ;

H_3 : les jours de la semaine n'exercent aucun effet sur les rendements journaliers de l'indice MASI.

3. Présentation et discussion des résultats

Comme nous l'avons déjà annoncé, notre travail de recherche à tester trois hypothèses. Pour cela, cette partie sera subdivisée en deux volets : le premier est consacré à répondre à la question de la mémoire longue, le deuxième est dédié aux anomalies de calendrier ; à savoir l'effet janvier et l'effet weekend.

3.1. Mémoire longue et efficience informationnelle

Pour tester la présence de la mémoire longue dans le marché boursier marocain, nous travaillons avec la série des rendements logarithmiques journaliers de l'indice MASI.

Tableau 1 : Statistiques descriptives : Rendements logarithmiques MASI

N	Min	^{ère} 1 Quart	Médiane	^{ème} 3 Quart	Max	Moyenne	Écart-type
7463	-9,23168	-0,23392	0,02380	0,31000	5,30536	0,03474	0,6789523

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

3.1.1. Test de racine unitaire : Dickey-Fuller Augmenté

Le test de stationnarité de la série des rendements MASI est effectué par le recours au test de Dickey Fuller augmenté (ADF), et nous mobilisons également la stratégie simplifiée des tests de la racine unitaire (BOURBONNAIS, 2018, p.270).

Tableau 2 : Test ADF sur la série en niveau

Modèle 3	T-statistique	P-value
Constante	3,567	0,000363
Tendance	-2,198	0,028003
ADF	P-value	2,2 .10⁻¹⁶

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Tableau 3 : Test ADF sur la série après l'élimination de la tendance

Modèle 3	T-statistique	P-value
Constante	0,004	0,997
Tendance	-0,004	0,996
ADF	P-value	2,2 .10⁻¹⁶

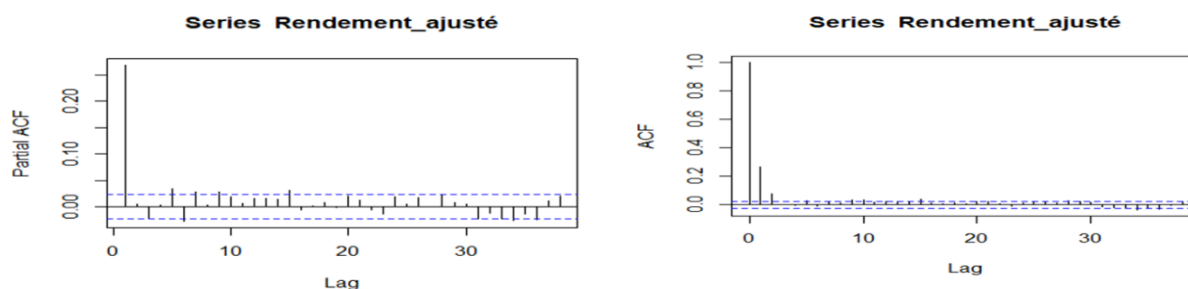
Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

D'après les résultats du test ADF, nous constatons que la série des rendements logarithmiques journaliers est une série stationnaire en tendance, ce qui nous a conduit à stationnariser la série à partir de l'élimination de la tendance, et nous avons réeffectué le test ADF sur la série ajustée. Nous constatons par la suite que la tendance n'est plus significative au seuil de 5%, et la série ajustée ne présente pas une racine unitaire au seuil même de 1%, ce qui implique qu'elle est stationnaire.

3.1.2. Corrélogramme

Le corrélogramme de la série étudiée ci-dessus, montre qu'il existe des pics qui sortent de l'intervalle de confiance que ce soit en termes d'autocorrélation simple (ACF) ou d'autocorrélation partielle (PACF). Les premiers donnent une idée sur les ordres de la composante de la moyenne mobile (MA), tandis que les seconds indiquent les ordres de la composante autorégressive (AR), qui peuvent être utiles pour modéliser notre série des rendements ajustés. Alors ladite série peut faire l'objet d'une modélisation de type ARMA(p,q).

Figure 2 : Corrélogramme de la série des Rendements logarithmiques MASI ajustée



Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

3.1.3. Estimation du modèle ARFIMA

D'après les résultats du corrélogramme, la série des rendements ne représente pas un bruit blanc. Ce qui implique qu'il s'agit d'un processus à mémoire, et puisque notre objectif fixé est de tester la présence de la mémoire longue, nous faisons l'estimation d'un modèle ARFIMA.

Tableau 4 : Résultats du modèle ARFIMA

Test	Nom de test	P-value	Décision
Autocorrélation	Test Box-Ljung	0,8743	Absence d'autocorrélation
Normalité	Test Jarque Bera	$2,2 \cdot 10^{-16}$	Non-normalité
ARCH	Test ARCH	$2,2 \cdot 10^{-16}$	Présence d'effet ARCH

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Le modèle estimé est ARFIMA (1, 0.07782, 4), le paramètre de la mémoire longue d est de l'ordre de 0,07782. Il est clair que ce paramètre est à l'intérieur de l'intervalle $[0 ; 0,5]$, mais avant d'interpréter les résultats obtenus, il est nécessaire de passer par les tests diagnostiques sur les résidus du modèle estimé.

Tableau 5 : Tests diagnostiques des résidus du modèle ARFIMA

Coefficient	d	AR (1)	MA (1)	MA (2)	MA (3)	MA (4)
Estimation	0,07782	-0,65682	-0,84660	0,14629	0,02553	0,06330
Écarte-type	0,01243	0,12083	0,11973	0,01308	0,02955	0,01830

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Dans la mesure où la p -value du test Box-Ljung est supérieur à 1%, le tableau ci-dessus indique que le modèle ne souffre pas de problème d'autocorrélation des résidus. Mais on constate d'après le test de Jarque Bera, que les résidus du modèle ne suivent pas une loi normale même au seuil de 1%. En outre, les résidus du modèle estimé présentent une hétéroscédasticité relevée par le test ARCH.

3.1.4. Estimation du modèle ARFIMA avec erreurs GARCH

Pour tenir compte de l'effet ARCH détecté, les modèles ARFIMA (p , d , q) sont co-estimés avec différentes extensions du modèle GARCH ; à savoir GARCH (Bollerslev, 1986), EGARCH (Nelson, 1991), GJR GARCH (Glosten et al., 1993), APARCH (Ding et al., 1993) et CsGARCH (Lee & Engle,

1999). Puisque les résidus du modèle ARFIMA ne suivent pas la loi de gauss, nous avons mobilisé 9 distributions de probabilité différentes (GHALANOS, 2022) :

Distribution normale
 Distribution normale- asymétrique
 Distribution de student
 Distribution de student-asymétrique
 Distribution d'erreurs généralisée
 Distribution d'erreurs généralisée asymétrique
 Distribution gaussienne normale-inverse
 Distribution hyperbolique généralisée
 Distribution SU de Johnson

Soit un total de 45 modèles qui sont estimés. Pour chacun de ces modèles, nous nous sommes basés sur les critères d'information AKAIKE, BAYES et Hannan-Quinn, pour faire un classement des modèles estimés. Les trois tops sont indiqués ci-après :

Tableau 6 : Synthèse des résultats des trois tops modèles

Modèle (Distribution)	ARFIMA-CSGARCH (Normale)	ARFIMA-CSGARCH (Normale- asymétrique) *	ARFIMA-CSGARCH (SU de Johnson)
D	0,160250	0,161669	0,169294
AKAIKE	1,6141	1,6104	1,4235
BAYES	1,6252	1,6225	1,4365
Hannan-Quinn	1,6179	1,6146	1,4280
Rang	45	44	1
Weighted Ljung-Box Test (SR)	2,133 (0,1442)	2,074 (0,1499)	29,74 (4,942.10 ⁻⁸)
Weighted Ljung-Box Test (SSR)	1,137 (0,2862)	0,9332 (0,3340)	0,009743 (0,9214)
Weighted ARCH LM Test	0,4608 (0,4973)	0,4582 (0,4985)	1,442 0,2298

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Les résultats montrent que le modèle ARFIMA- Cs GARCH avec la distribution SU de Johnson est le meilleur modèle sur la base des trois critères d'information déjà cités. Mais ce dernier ne présente pas une bonne spécification car il souffre du problème d'autocorrélation des résidus standardisés du modèle CsGARCH. Ceci est montré par le test de Weighted Ljung-Box. À ce niveau tous les résidus des modèles estimés ne sont pas des bruits blancs, sauf les modèles ARFIMA- CsGARCH relatives aux distributions normale et normale-asymétrique. Ainsi le bon modèle, sur la base des trois critères d'information, qui est sélectionné est celui du modèle ARFIMA- CsGARCH (normale-asymétrique), dont le test Weighted Ljung-Box indique que l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation dans les résidus standardisés (SR) ainsi que dans la série des résidus standardisés au carré (SSR) au seuil de 1%, quant à l'effet ARCH, le test ARCH-LM montre que

l'hypothèse d'homoscédasticité est vérifiée au seuil de 1%, alors les résidus issus du modèle sélectionné sont un bruit blanc.

3.1.5. Présentation et discussion des résultats du modèle sélectionné

Les résultats obtenus (Tableau n°7) grâce à l'estimation du modèle ARFIMA- CsGARCH sous la distribution normale- asymétrique montrent que la composante autorégressive AR (1) et les composantes de moyennes mobiles MA (1), MA (3) et MA (4) sont toutes significativement non nulles au seuil de 10%. Nous constatons également que les paramètres associés à la modélisation de la volatilité des rendements, y compris le paramètre d'asymétrie « **Skew** » (sauf la constante ω), sont tous différents de 0 au seuil de 10%, 5% et 1%.

Il faut noter déjà que la propriété centrale de la modélisation **CsGarch** est qu'elle décompose la variance conditionnelle en une composante permanente et une composante transitoire afin d'étudier les mouvements à long (représenté par les paramètres η_{11} et η_{21}) et à court terme (dont les paramètres sont α_1 et β_1) de la volatilité.

Tableau 7 : Résultats du modèle sélectionné, ARFIMA-Cs GARCH
[Distribution : Normale-asymétrique]

Paramètre	Estimation	T-statistique	P-Value
Mu	0,000157	0,011003	0,991221
AR (1)	-0,647655	-4,805176	0,000002
MA (1)	0,712900	4,958398	0,000001
MA (2)	0,035817	0,804001	0,421396
MA (3)	-0,055044	-1,954298	0,050666
MA (4)	-0,064811	-4,122377	0,000037
D	0,161669	5,338231	0,000000
ω	0,000000	0,000001	0,999999
α_1	0,091144	16,771016	0,000000
β_1	0,726482	644,537814	0,000000
η_{11}	0,999960	1648,168743	0,000000
η_{21}	0,054226	29,746741	0,000000
Skew	1,058649	94,852264	0,000000

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

En effet, la composante permanente de la volatilité s'explique majoritairement par sa valeur décalée d'une période présenté par η_{11} qui est de l'ordre de **0.99**, tandis que η_{21} est égale à **0.05**. Ces deux valeurs sont statistiquement significatives au seuil de 1% contrairement à la constante (ω). Concernant la composante transitoire, elle est caractérisée par une persistance importante de la volatilité puisque β_1 est égal à **0.726482** avec un apport faible de la réaction de la volatilité aux nouvelles informations représenté par α_1 dont la valeur estimée à **0.091144**, en principe les deux paramètres de la composante transitoire sont significativement non nuls au seuil de 1%.

Finalement, la valeur du paramètre de mémoire longue **d** est statistiquement différente de 0 au seuil de 1%, et d'après les résultats ce paramètre est égal à **0.161669**, elle est donc à l'intérieur de l'intervalle **[0 ; 0,5]**, ce qui implique que la série des rendements étudiée est stationnaire et elle présente en même temps une longue mémoire caractérisant une persistance des chocs modérée. Ce qui nous mène à accepter l'hypothèse **H₁**, qui va à l'encontre de l'hypothèse de l'efficience informationnelle au sens faible, ce qui revient à dire qu'il est possible de battre le marché via l'utilisation des outils d'aide de décision se basant sur l'historique des cours (tel l'analyse technique), c'est-à-dire tout simplement, que l'information passée n'est pas connue par tous les acteurs sur le marché boursier marocain.

Nos résultats sont en accord avec les travaux antérieurs, de ESSARDI & EL BOUHADI (2007) et de ZIKY & OUALI (2021) sur la question de l'efficience informationnelle dans le contexte boursier marocain, révélant que dans ce cas il est possible de réaliser des rendements anormaux en s'appuyant sur ce point, dans le contexte de la place casablancaise qui est loin d'être qualifiée comme étant un marché efficient.

3.2. Anomalies de calendrier

Afin d'étudier l'effet janvier et l'effet weekend, nous allons utiliser le test de l'analyse de la variance (ANOVA), qui consiste dans notre cas à tester si les rendements de l'indice MASI ont la même moyenne dans les différentes populations (mois et jours). En revanche, indiquons que l'utilisation de l'ANOVA repose sur deux hypothèses centrales ; à savoir la normalité et l'Homogénéité des variances (OSTERTAGOVÁ & OSTERTAG, 2013).

Tableau 8 : Synthèse des résultats de test ANOVA ; cas des rendements mensuels

	DI	Somme des carrées	SCM	F-statistique	P-value
Jours	11	1,065	0,09686	2,49	0,0051
Résidus	348	13,538	0,03890		
Test		P-value		Décision	
Test de Jarque berra		2,2 .10 ⁻¹⁶		On accepte H ₁	
Test de Levene		0,1893		On accepte H ₁	
Test de Fligner- Killeen		0.1403			

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Tableau 9 : Synthèse des résultats de test ANOVA ; cas des rendements journaliers

	DI	Somme des carrées	SCM	F-statistique	P-value
Jours	4	0.03174	0.007935	6817	2 .10 ⁻¹⁶
Résidus	7449	0.00867	0.000001		
Test		P-value		Décision	
Test de Jarque berra		2,2 .10 ⁻¹⁶		On accepte H ₁	
Test de Levene		2,2 .10 ⁻¹⁶		On accepte H ₁	
Test de Fligner- Killeen		2,2 .10 ⁻¹⁶			

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Les résultats des deux tableaux, relatifs aux tests de vérification des hypothèses associées aux tests ANOVA, montrent que l'hypothèse de normalité est rejetée aussi bien pour le cas des rendements mensuels que pour les rendements journaliers. Tandis que l'hypothèse de l'homogénéité des variances, testée par le test de Levene et le test de Fligner- Killeen, est acceptée dans le premier cas, mais elle n'est pas respectée dans le deuxième. Dans ce cas, il est approprié de passer au test alternatif de l'ANOVA ; dans notre cas, il s'agit du test de Kruskal-Wallis.

Tableau 10 : Synthèse des résultats de test kruskal-Wallis

Test kruskal-Wallis	P-value	Décision
Rendements mensuels	0,008413	On rejette H_0
Rendements journaliers	$2,2 \cdot 10^{-16}$	On rejette H_0

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

D'après les résultats du test non paramétrique **kruskal-Wallis**, il est clair que les rendements mensuels et journaliers ne sont pas distribués de manière identique dans les différentes populations (mois / jours).

3.2.1. Effet janvier

Vu que le test de kruskal-Wallis montre que les rendements mensuels ne sont pas distribués de manière identique, et afin de tester l'effet janvier dans le contexte marocain, nous allons tester dans un premier temps la stationnarité de la série des rendements mensuels, pour faire ensuite la régression sur les différents mois de l'année.

➤ Test de racine unitaire : Dickey-Fuller Augmenté

Le test de stationnarité de la série des rendements mensuels MASI est effectué par le biais du test de Dickey Fuller augmenté (ADF), via la mobilisation de la stratégie simplifiée des tests de la racine unitaire déjà mobilisé dans la première étude.

Tableau 11 : Test ADF sur la série des rendements mensuels en niveau

Modèle 3	T-statistique	P-value
Constante	2.810	0.00523
Tendance	-1.700	0.09008
ADF	P-value	$2,2 \cdot 10^{-16}$

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Tableau 12 : Test ADF sur la série après l'élimination de la tendance

Modèle 3	T-statistique	P-value
Constante	0.519	0.604
Tendance	-0.303	0.762
ADF	P-value	$2,2 \cdot 10^{-16}$

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

D'après les résultats du test ADF sur le 3^{ème} modèle, nous constatons que la série des rendements logarithmiques mensuels en niveau est une série de type TS (Stationnaire en tendance), vu que

la tendance est statistiquement significative au seuil de 10%, ce qui nous a poussé à stationnariser la série en éliminant la tendance, ensuite à effectuer le test ADF sur la série ajustée, pour être enfin parvenu à la conclusion que la tendance n'est plus significative au seuil de 10%, et la série ajustée est stationnaire au seuil de 1%.

➤ **Résultats de l'estimation**

Pour tester l'effet de l'anomalie de janvier dans la place casablancaise, nous adoptons la méthodologie appliquée par **GHARAIBEH (2017)**, consistant à régresser la série des rendements (dans notre cas ; les rendements mensuels ajustés) sur plusieurs variables muettes, afin de capter l'effet individuel de chaque mois, et l'ajout de la composante autorégressive pour tenir compte de l'effet retardé du rendement du marché. Finalement le modèle est estimé sans constante afin d'éviter le problème de la multicolinéarité (Gujarati, 2004). Le modèle à estimer s'écrit sous la forme suivante ;

$$R_i = \sum_{i=1}^{12} \beta_i D_i + \gamma AR(1)$$

D'où, R_i désigne le rendement mensuel du mois i , $i = \{1, 2, \dots, 12\}$. β_i ; le coefficient associé au mois i , D_i la variable muette représentant le mois i , $AR(1)$ le rendement mensuel du mois $i-1$, et γ est le coefficient (à estimer) associé à la composante $AR(1)$.

Tableau 13 : Résultats de l'estimation de la régression des rendements sur les mois

Paramètre	Estimation	T-statistique	P-Value
Janvier	-6,081 .10 ⁻¹⁷	-2,745	0,00637
Février	-5,067 .10 ⁻¹⁷	-2,299	0,02207
Mars	2,534 .10 ⁻¹⁷	1,155	0,24901
Avril	-4,054 .10 ⁻¹⁷	-1,844	0,06607
Mai	3,040 .10 ⁻¹⁷	1,384	0,16731
Juin	2,027 .10 ⁻¹⁷	0,9240	0,35605
Juillet	4,054 .10 ⁻¹⁷	1,843	0,06613
Août	-5,067 .10 ⁻¹⁷	2,298	0,02215
Septembre	3,040 .10 ⁻¹⁷	1,384	0,16721
Octobre	1,267 .10 ⁻¹⁷	0,5780e-01	0,56362
Novembre	5,067 .10 ⁻¹⁷	0,2310	0,81724
Décembre	-1,520 .10 ⁻¹⁷	-0,6930	0,48855
AR (1)	1	3,047 .10 ⁻¹⁶	2 .10 ⁻¹⁶
F-statistique : 7,716 .10 ³¹		df : 347	P-value : 2,2 .10 ⁻¹⁷
Tests diagnostique		P-value	Décision
Test de Jarque Bera		2,2 .10 ⁻¹⁶	Non normalité
Test de Box-Ljung		0,9822	Absence d'autocorrélation
Test ARCH		0,9528	Homoscédasticité

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Le tableau des résultats montre que le modèle estimé est globalement significatif au seuil de 1%, et les résidus issus de cette estimation respectent bien les propriétés d'un bruit blanc non gaussien. À cet égard, les résultats indiquent également que le paramètre de retard des

rendements est statistiquement significatif au seuil de 1%. Ceci implique que les rendements passés impactent positivement les rendements sur la place casablancaise. Par ailleurs, nous observons également que les rendements en juillet sont significativement positifs au seuil de 10%, alors que les rendements en février, avril et en août impactent significativement les rendements de la série étudiée au seuil de 10%.

Finalement nous constatons que les rendements en janvier sont négatifs et statistiquement non nuls au seuil critique de 1%. Ce qui nous pousse à conclure qu'il existe un effet mois de l'année, dans les rendements mensuels de l'indice MASI pour la période étudiée, sauf que l'effet du mois janvier est négatif dans le contexte marocain. Ce résultat qui a été découvert dans d'autres contextes africains, à titre d'exemple la Côte d'Ivoire (FERROUHI et al., 2021).

3.2.2. Effet weekend

Nous étudions également l'existence de l'effet weekend avec la même démarche de l'effet janvier, sauf cette fois-ci nous estimons l'équation ci-après (sur la base de la série des rendements journaliers MASI ajustés de la tendance utilisée dans notre étude sur la mémoire longue) :

$$R_i = \sum_{i=1}^{12} \beta_i D_i + \gamma AR(1)$$

Avec ; R_i est le rendement du jour i , $i = \{1, 2, \dots, 5\}$, β_i est le coefficient associé au jour i , D_i s'agit de la variable muette représentant le jour i , $AR(1)$ le rendement du jour $i-1$ et γ est le coefficient (à estimer) associé à la composante $AR(1)$.

Tableau 14 : Résultats de l'estimation de la régression des rendements sur les mois

Paramètre	Estimation	T-statistique	P-Value
Lundi	-6,884 .10 ⁻¹⁷	-1,431	0,152
Mardi	-5,459 .10 ⁻¹⁷	-1,133	0,257
Mercredi	4,597 .10 ⁻¹⁷	0,9540	0,340
Jeudi	4,886 .10 ⁻¹⁷	1,014	0,311
Vendredi	2,735 .10 ⁻¹⁷	0,5660	0,571
AR (1)	1	3.147 x 10 ¹⁶	2 .10 ⁻¹⁶
Tests diagnostique		P-value	Décision
Test de Jarque Bera		2,2 .10 ⁻¹⁶	Non normalité
Test de Box-Ljung		0,9401	Absence d'autocorrélation
Test ARCH		0,9908	Homoscédasticité

Source : Elaboré par les auteurs à l'aide du logiciel R

Le tableau des résultats ci-dessous révèle que le modèle estimé est globalement significatif au seuil de 1%, ainsi que les résidus ne sont pas auto-corrélés et le modèle ne souffre pas du problème de l'hétéroscédasticité. En revanche, vu que les résidus ne suivent pas une loi normale, alors il s'agit dans ce cas d'un bruit blanc non gaussien. Les résultats montrent que l'impact des rendements passés est statistiquement significatif au seuil de 1%, et indiquent également qu'il

n'existe aucune preuve de l'effet weekend (et voir même l'effet jours) dans le contexte du marché boursier marocain ; conformément à l'étude de (FERROUHI et *al.*, 2021).

Conclusion et perspectives :

Notre recherche a fixé comme objectif d'étudier la mémoire longue et la présence des anomalies de calendrier, à savoir l'effet janvier et l'effet weekend sur la place boursière marocaine. En effet, les résultats nous permettent de conclure que notre recours à la modélisation ARFIMA-CsGARCH nous a permis de dépasser les limites du modèle ARFIMA standard. Ceci est dû au fait, qu'en prenant en considération la non normalité et l'hétéroscédasticité présentant les principales caractéristiques des séries financières, que la série des rendements logarithmiques MASI présente une longue mémoire sur la période de l'étude; allant du 02/01/1992 au 31/12/2021. De même, après la mobilisation du test ANOVA et son test alternatif (test de kruskal-Wallis) en plus de la modélisation avec des variables muettes, nous constatons que ladite série présente un effet mois. D'où l'on peut dire que les rendements mensuels de MASI en janvier sont négatifs et significativement non nuls sur l'horizon temporel étudié. Cependant, il n'existe aucune preuve concernant la supériorité en termes d'informations entre les différents jours de la semaine.

Par ailleurs les résultats révèlent que le marché boursier marocain est loin d'être efficient. La raison réside dans le fait qu'on ne peut pas prétendre qu'un marché est efficient lorsque les cours des instruments financiers cotés ne sont pas en mesure de refléter au moins les informations passées, et même des stratégies simples, consistant à mobiliser les outils simples comme l'analyse chartiste pouvant apporter des signaux aux investisseurs sur la trajectoire future des instruments financiers cotés à la place casablancaise. Les résultats impliquent que les rendements sont significativement négatifs en janvier, ce qui signifie que les investisseurs peuvent détecter des opportunités d'arbitrage via l'acquisition des titres censés d'être sous-évalués pouvant souffrir de cette tendance d'ordre général suivie par le benchmark.

À cet égard, il serait judicieux de dépasser l'approche statique, dans la perspective de modéliser l'évolution des anomalies et l'évolution de l'état de l'efficience du marché boursier marocain, tout en se référant à des techniques économétriques plus avancées.

Bibliographie :

- BOURBONNAIS, R. (2018), Économétrie Cours et exercices corrigés ,10^{ème} édition, Dunod.
- ESSARDI, O., EL BOUHADI, A. (2007), "Efficienne informationnelle et dépendance non linéaire Applications aux valeurs du MADEX ", Critique économique, (20).
- FAMA, E. F. (1965), "The behavior of stock-market prices", The Journal of Business, 38.
- FAMA, E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", The Journal of Finance, 25.
- FERROUHI, M., KHARBOUCH, O., AGUENAOU, S., & NAEEM, M. (2021), "Calendar anomalies in African stock markets", Cogent Economics & Finance, 9(1), 1978639.
- FRANKFURTER, G. M., MCGOUN, E. G. (2001), "Anomalies in finance: What are they and what are they good for?", International review of financial analysis, 10(4), 407-429
- FRENCH, R. (1980), "Stock returns and the weekend effect", Journal of financial economics, 8(1), 55-69.
- GHALANOS, A. (2015), "Introduction au package rugarch". (Version 1.3-1).
- GHARAIBEH, O. (2017), "The January Effect: Evidence from Four Arabic Market Indices", International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences, 7(1), 144-150.
- GULTEKIN, N., GULTEKIN, N.B. (1983), "Stock market seasonality: International evidence", Journal of financial economics, 12(4), 469-481.
- HAUGEN, R., LAKONISHOK, J. (1988), "The Incredible January Effect (Irwin, Homewood, Illinois)".
- LARDIC, S., MIGNON, V. (1996), "Do long memory tests belong to the demon camp?", Economic Review, 47(3), 531-540.
- MONGE, M., & INFANTE, J. (2022), "A FRACTIONAL ARIMA (ARFIMA) MODEL in the ANALYSIS of HISTORICAL CRUDE OIL PRICES", Energy RESEARCH LETTERS, 3 (Early View).
- NORVAISIENE, R., STANKEVICIENE, J., & LAKSTUTIENE, A. (2015), "Seasonality in the Baltic stock markets", Procedia-Social and Behavioral Sciences, 213, 468-473.
- OLSON, D., MOSSMAN, C., & CHOU, N. T. (2015), The evolution of the weekend effect in US markets, The quarterly review of economics and finance, 58, 56-63.
- OSTERTAGOVÁ, E., OSTERTAG, O. (2013), "Methodology and application of oneway ANOVA", American Journal of Mechanical Engineering, 1(7), 256-261.
- POMPIAN M. (2012), Behavioral Finance and Investor Types: Managing Behavior to Make Better Investment Decisions », WILEY FINANCE.
- RESENDE, M., TEIXEIRA, N. (2002), "Permanent structural changes in the Brazilian economy and long memory: a stock market perspective", Applied Economics Letters, 9:6, 373-375.
- RETIA, M., GAIDI, K. (2018), "L'estimation des modeles arfima avec erreurs garch du cours du Dow Jones ", les cahiers du cread, 33(122), 27-48.
- ROSSI, M. (2015), "The efficient market hypothesis and calendar anomalies: a literature

review", *Int. J. Managerial and Financial Accounting*, Vol. 7, Nos. 3/4.

SARPONG, B. (2015), "Seasonality and January Effect Anomaly on the Ghana Stock Market" (Available on Internet) (Master's thesis, Svenska handelshögskolan).

TVERSKY, A., KAHNEMAN, D. (1986), "Rational Choice and the Framing of Decisions", *The Journal of Business*, 59(4), S251–S278.

ZIKY, M., OUALI, N. (2021), "Mémoire longue et efficience du marché boursier : Cas du Maroc ", *Alternatives Managériales et Economiques. Revue ame*, 3(2), 202-219.